

XXII ENABER - Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos

Área 08 – Questões urbanas e metrópoles

Acesso a emprego e inserção econômica: uma análise do descompasso espacial nas cidades brasileiras

Leonardo Bueno de Freitas¹
Ana Carolina da Cruz Lima²

Resumo: o artigo analisa a relação entre acesso a empregos e rendimento para um conjunto de sete capitais brasileiras: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Recife, Fortaleza, Curitiba e Porto Alegre. O objetivo é investigar a hipótese de descompasso espacial, segundo a qual a acessibilidade exerce influência na inserção econômica dos cidadãos. Para tal, cinco modelos de regressão linear pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários foram estimados, utilizando a base de dados da plataforma Acesso a Oportunidades, cada qual com um indicador distinto de acessibilidade para 2019. No modelo base, o coeficiente do indicador de acesso na regressão dos salários foi significativo para a maioria das cidades, com a exceção de Rio de Janeiro e Recife, com uma elasticidade-acesso da renda entre 3% e 9%. No entanto, a natureza endógena das variáveis estudadas, uma vez que as decisões de moradia dos cidadãos e de produção das firmas são simultâneas e associadas aos *outcomes* do mercado de trabalho, impede que seja aferida causalidade dos resultados encontrados.

Palavras-chave: descompasso espacial, endogeneidade, acessibilidade urbana.

Abstract: the paper analyses the relationship between access to jobs and income for a group of seven Brazilian capitals: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Recife, Fortaleza, Curitiba and Porto Alegre. The aim of this exercise is to investigate the spatial mismatch hypothesis, according to which accessibility influences the economic insertion of citizens. To this end, five linear regression models were estimated using the Ordinary Least Squares method, using the database from the Access to Opportunities platform, each with a different accessibility indicator for the year 2019. In the base model, the coefficient of the access indicator in the wage regression was significant for most cities, except for Rio de Janeiro and Recife, with an income elasticity-access oscillating between 3% and 9%. However, the endogenous nature of the variables studied, since citizens' housing decisions and firms' production decisions are simultaneous and associated with the outcomes of the labour market, prevents causality from being assessed in the results found.

Keywords: spatial mismatch, endogeneity, urban accessibility.

JEL codes: R14; R23; J15.

¹ Bacharel em Ciências Econômicas (IE/UFRJ). Aluno do curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo (FEA/USP). Bolsista da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE). e-mail: leonardo.bueno02@usp.br.

² Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Instituto de Economia (IE). Professora adjunta. E-mail: ana.lima@ie.ufrj.br. ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-4956-8759>.

Acesso a emprego e inserção econômica: uma análise do descompasso espacial nas cidades brasileiras

Introdução

A acessibilidade urbana, isto é, “a facilidade com que as pessoas conseguem alcançar lugares e oportunidades” (PEREIRA et al., 2022, p. 2), se destaca como um conceito chave para a avaliação da qualidade de vida nas cidades. No Brasil - com um terço de seus habitantes vivendo em municípios com mais de 500 mil habitantes (IBGE, 2019) - o tema perpassa cultura e consciência popular, tomando forma concreta na realidade da população através de tempo e recursos perdidos em traslado. Embora semelhante, o acesso tem caráter mais abrangente do que a ideia de mobilidade, uma vez que a qualidade do acesso está relacionada também ao uso do solo e à distribuição das pessoas e oportunidades (de emprego, saúde, educação etc.) ao longo do espaço urbano, mais além do que à condição da locomoção pura e simplesmente. Em outras palavras, a proximidade das zonas residenciais das vagas de emprego, dos hospitais e das escolas constitui um dos principais pilares na concepção de uma cidade acessível (PEREIRA et al., 2022).

A partir de meados do século passado, foi desenvolvida a chamada hipótese de descompasso espacial, segundo a qual o acesso a empregos constitui uma das variáveis explicativas da inserção das pessoas no mercado de trabalho (KAIN, 1968). Do ponto de vista teórico, uma maior conectividade espacial atuaria no sentido de aumentar o esforço e a eficiência da busca por emprego, por exemplo, contribuindo para que em regiões centrais os cidadãos usufruam de maior inserção ocupacional e de rendimentos mais elevados. Essa hipótese deu origem a um amplo debate na literatura econômica internacional – em particular, nos países desenvolvidos – e um conjunto de estratégias empíricas foram desenvolvidas para tentar estimar quantitativamente a relação. Essas tentativas, no entanto, constantemente enfrentam a ausência de indicadores padronizados de acessibilidade e a natureza endógena das variáveis estudadas, haja visto que a alocação dos trabalhadores e das firmas ao longo da cidade ocorre de forma simultânea e associada ao desempenho do mercado de trabalho local.

No Brasil, essa agenda de pesquisa começou mais tardiamente e se manteve basicamente restrita a duas fontes de dados: o Censo Demográfico (2010), que não apresenta estimativas próprias para medição de acessibilidade, e as Pesquisas Origem-Destino de responsabilidade municipal/metropolitana, disponíveis para poucos lugares³. Nesse sentido, o objetivo do artigo é estender a pesquisa recorrendo a novas métricas de acessibilidade, desenvolvidas por Pereira et al. (2022) em projeto do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), que possibilitam o contorno de ambas as limitações – isto é, ampliar o escopo da área de estudo sem comprometer a qualidade do indicador utilizado. Mais especificamente, serão formulados diferentes modelos de regressão linear para sete capitais brasileiras (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Recife, Fortaleza, Curitiba e Porto Alegre), nos quais o acesso urbano serve como regressor da renda média *per capita*. A hipótese a ser investigada é que o rendimento esperado dos trabalhadores está positivamente correlacionado com o nível de acessibilidade. É importante ressaltar que na ausência de estratégias específicas de controle da endogeneidade as estimativas apresentadas não implicam causalidade.

O trabalho está estruturado da seguinte forma. Na seção 1, é realizada uma revisão de literatura sobre o descompasso espacial, com uma subseção específica para o caso brasileiro. Na seção 2, será apresentada a metodologia utilizada. A seção 3 expõe os resultados (estatísticas descritivas, panorama da acessibilidade urbana nas sete cidades, estimativas dos modelos de

³ Cidades como Porto Alegre e Fortaleza, por exemplo, não apresentaram pesquisas do tipo neste século; enquanto Rio de Janeiro e Belo Horizonte não realizam uma nova edição desde 2012.

regressão linear e, por fim, um debate sobre as limitações impostas pela endogeneidade e as possíveis estratégias de contorno). Em seguida, são realizadas as considerações finais.

1. Descompasso espacial: conceitos e evidências empíricas

Na literatura econômica, o impacto da acessibilidade urbana nos resultados do mercado de trabalho começou a ser estudado nos Estados Unidos da década de 1960. À época, as principais cidades do país atravessavam um processo de aumento da concentração das oportunidades de emprego no entorno dos municípios, nos quais crescentemente passava a residir a população branca (GOBILLON et al., 2007). A população negra, menos inserida no processo de suburbanização, continuava em sua maioria a morar nos guetos das regiões centrais, onde lidava com pior acesso a serviços públicos, níveis salariais mais baixos e taxas de desemprego mais elevadas. Nesse cenário, Kain (1968) notou que apesar de existirem evidências acerca da discriminação racial no mercado imobiliário e no mercado de trabalho havia pouca investigação sobre a interação entre ambas. O autor desenvolveu a hipótese de descompasso espacial (*spatial mismatch hypothesis*), segundo a qual a diferença de acesso a postos de trabalho constitui um dos fatores explicativos do *gap* de inserção econômica entre brancos e negros.

Do ponto de vista teórico, Gobillon et al. (2007) descrevem sete principais vetores através dos quais a conectividade a oportunidades de emprego potencialmente afeta a inserção no mercado de trabalho – quatro associados à perspectiva dos trabalhadores, três à da firma –, e sua relevância varia conforme o recorte populacional, espacial e temporal utilizado. Inicialmente, (i) custos de deslocamento elevados reduzem o salário líquido (descontado dos gastos com transporte) que os trabalhadores recebem ao ingressarem em empregos distantes do local de residência, o que altera a curva de oferta de trabalho de moradores de regiões periféricas. Este mecanismo é embasado tanto em modelos teóricos, que indicam que a taxa de desemprego das regiões menos acessíveis é maior (COULSON et al., 2001), quanto em evidências empíricas que sugerem que os custos de deslocamento impactam a permanência no emprego (ZAX, KAIN; 1996). Em segundo lugar, (ii) assimetrias de informação ligadas à distância física das firmas fazem com que, em geral, os moradores de regiões mais afastadas se defrontem com menos oportunidades de trabalho (IHLANFELDT; SJOQUIST, 1990), uma vez que as pessoas apresentam dificuldade de procurar emprego em regiões longínquas de sua casa (DAVIES; HUFF, 1972). Complementarmente, (iii) os custos de transporte potencializam a dificuldade na procura e aumentam a chance dessas pessoas restringirem a busca às proximidades da residência – onde há menor oferta de vagas (ORTEGA, 2000); ao mesmo tempo em que (iv) os aluguéis mais baixos nas regiões periféricas podem aumentar sua tolerância com a situação de desemprego e fazer com que seu esforço na busca por trabalho seja reduzido (SMITH; ZENOU, 2003).

Sob a ótica da demanda das empresas, (v) o tempo gasto em transporte potencialmente compromete a produtividade dos trabalhadores, através do aumento do cansaço e do estresse, bem como pode induzir maiores índices de faltas e atrasos, o que afeta a disposição dos empregadores em contratá-los (ZENOU, 2002). Além disso, em contextos nos quais minorias socialmente estigmatizadas moram longe das oportunidades de emprego, como no caso estudado por Kain (1968), (vi) as firmas podem exercer discriminação através do local de residência – discriminação territorial –, assumindo que moradores de regiões mais afastadas são mais propensos a criminalidade e possuem menos disposição no trabalho, por exemplo; ou (vii) temer retaliação de seus clientes – discriminação de clientela. No entanto, esses dois últimos vetores estão ligados a aspectos que extrapolam o acesso a oportunidades propriamente dito, e não voltaram a ter a mesma relevância em revisões de literatura mais recentes (GOBILLON; SELOD, 2019).

O avanço na literatura empírica de descompasso espacial começou a ocorrer antes mesmo da formalização dos vetores teóricos mencionados (GOBILLON et al., 2007). A investigação inicial de Kain (1968), precursora do tema, consistiu na utilização de dados das 98 zonas de emprego das cidades de Chicago e Detroit para desenvolver um modelo econométrico no qual a porcentagem de trabalhadores negros em cada zona (a variável dependente) seria função da porcentagem de residentes negros e da distância do bairro aos guetos da cidade. Após estimar uma relação negativa entre este segundo regressor e a variável resposta e identificar que em zonas mais próximas de guetos a porcentagem de mão de obra negra era maior, o autor levantou os primeiros indícios de que a distância das oportunidades de emprego tem impacto na taxa de desocupação.

Nas décadas subsequentes, o debate sobre descompasso espacial ganhou força e estudos mais sofisticados surgiram para investigar o tema. Ihlanfeldt e Sjoquist (1998) pontuam que a maioria dos estudos norte-americanos até os anos 1990 concluiu que o nível de acessibilidade urbana explica de forma significativa ou moderada a inserção econômica da população negra, ainda que existam exceções que rejeitam a hipótese (ELLWOOD, 1986) e que haja pouco consenso acerca da magnitude desse impacto (JIN; PAULSEN, 2018).

Na Europa, o aprofundamento empírico ocorreu a partir dos anos 2000, com pesquisas menos associadas à questão racial e adequadas à realidade do continente no que se refere à distribuição de empregos e residências ao longo do espaço urbano, que segue um padrão mais parecido com o que se verifica nas metrópoles brasileiras⁴. Os estudos são ambíguos. Analisando o caso da Inglaterra, Patacchini e Zenou (2005) indicam que a busca por emprego é mais intensa em localidades nas quais o tempo de deslocamento casa-trabalho (dos empregados) é menor e para os desocupados que possuem carro (relativamente àqueles que dependem do transporte público). Matas et al. (2010), que estudam o desempenho feminino no mercado de trabalho em Barcelona e Madrid, validam a hipótese de descompasso espacial, indicando que o nível de acessibilidade de transporte público impacta positivamente a probabilidade de inserção ocupacional. Por outro lado, Gobillon et al. (2011) e Dujardin et al. (2008), analisando Paris e Bruxelas, respectivamente, não encontram relação entre o nível de acessibilidade e a efetividade da busca por emprego.

A falta de consenso empírico sobre a magnitude do descompasso espacial está pautada em alguns fatores. Em primeiro lugar, é provável que a conclusão varie conforme a amostra analisada, uma vez que para grupos mais vulneráveis a dificuldade de inserção está ligada a outros aspectos – como etnia e nacionalidade -, e o nível de acessibilidade pode exercer influência mais limitada (GOBILLON; SELOD, 2019). Além disso, há diferentes métricas de acessibilidade, que podem influenciar os resultados: quantidade de oportunidades de trabalho cumulativas a uma determinada distância, ou a um dado tempo – e, nesse caso, de transporte público ou privado -, tempo de deslocamento casa-trabalho, dentre outros. Finalmente, a natureza endógena das variáveis estudadas - uma vez que as decisões de moradia dos indivíduos e de operação das firmas são simultâneas e associadas ao mercado de trabalho - induz estratégias metodológicas distintas, que são mais ou menos expostas a determinados tipos de vieses.

1.1 O descompasso espacial no Brasil

A hipótese de descompasso espacial é compatível com o padrão de ocupação urbana no Brasil, uma vez que as principais cidades do país apresentam desigualdade de acesso a

⁴ Ao contrário da experiência norte-americana, nas cidades europeias é mais comum as residências populares serem localizadas nos subúrbios, enquanto as oportunidades de emprego – em especial de baixa qualificação – se concentram no centro da cidade (GOBILLON; SELOD, 2019). A maioria das metrópoles no Brasil segue um padrão semelhante (ver: <https://www.ipea.gov.br/acessoportunidades/mapa/>)

emprego, influenciada principalmente por dois pilares: o uso do solo – isto é, a distribuição das pessoas e postos de trabalho – e a condição de deslocamento dos cidadãos – a mobilidade urbana propriamente dita (PEREIRA; HERSZENHUT, 2022). O processo de urbanização acelerada pelo qual o país passou ao longo do Século XX ocorreu com base no crescimento disperso e espraiamento das cidades (SANTOS, 1993), o que contribuiu para a constituição de cidades monocentradas e para o afastamento espacial de uma parcela da população das oportunidades de emprego (PEREIRA, 2013). Complementarmente, o país foi incapaz de desenvolver um sistema de transporte urbano que contrabalanceasse a distância física com um deslocamento eficiente, o que se reflete no elevado nível de engarrafamento das vias públicas e no subaproveitamento de sistemas metro-ferroviários, por exemplo (IPEA; 2011, CNI; 2022). A interação desses dois fenômenos na geração de problemas de acessibilidade – que ficarão mais claros na terceira seção do trabalho – acaba por criar um ambiente propício para o estudo do descompasso espacial.

O tema começou a ser abordado na literatura econômica brasileira apenas a partir da última década. Haddad e Baruffi (2016) realizam as primeiras estimativas, para a Região Metropolitana de São Paulo, com base nos dados de emprego formal (Relação Anual de Informações Sociais - RAIS) e de duração média das viagens urbanas (Pesquisa Origem – Destino, 2007). Os autores calculam para uma amostra de trabalhadores a quantidade de empregos acessíveis ponderada pelo tempo de deslocamento e estimam um impacto significativo desse indicador nos salários através de um modelo de regressão linear⁵. Com metodologia semelhante, Porsse e Silva (2021) corroboram essas conclusões para a cidade de Curitiba; e Duarte e Silveira Neto (2020) deduzem para Recife que a conexão com empregos formais pode reduzir a probabilidade de o indivíduo receber menos do que dois salários-mínimos. Haddad e Baruffi (2017) ampliam a análise para um conjunto de 20 cidades do país através de dados do Censo Demográfico 2010; mas, para isso, recorrem a dois indicadores – a distância espacial entre a residência e o centro da cidade e o tempo de deslocamento casa-trabalho - que podem não espelhar propriamente o grau de acessibilidade a empregos.

Os dois últimos artigos sobre o tema adotam uma estratégia distinta, na investigação do descompasso espacial de forma menos direta. Utilizando uma amostra de entrevistados na Pesquisa Origem – Destino (2017), Luz et al. (2022) fazem um estudo para capital paulista considerando a quantidade de viagens diárias como variável resposta do modelo⁶, o que potencialmente reduz a endogeneidade por permitir controles adicionais (i.e., rendimento – nos outros modelos, variável resposta) e diminuir a interação entre variável explicativa e dependente. Os autores concluem que o nível de acessibilidade de transporte coletivo impacta de forma significativa a quantidade de viagens realizadas, em particular aquelas com destino ao trabalho ou à escola. Finalmente, Belchior et al. (2023) partem da hipótese do descompasso espacial para investigar os impactos do Programa Minha Casa Minha Vida (PMCMV) na cidade do Rio de Janeiro. Dentre as conclusões, destacam-se: (1) em geral, ser beneficiário do programa reduz a chance de inserção ocupacional; (2) os impactos variam de acordo com o condomínio do PMCMV; e (3) diferenças no nível de acessibilidade explicam de 82% a 93% da heterogeneidade entre os condomínios – o que está associado à validação da hipótese. O uso da amostra de beneficiários do programa também pode ser entendido como uma estratégia para garantir a exogeneidade do regressor.

⁵ Mais especificamente, o indicador consiste no somatório da quantidade de oportunidades em cada zona da Pesquisa Origem-Destino dividido pela exponencial do tempo de deslocamento entre a residência dos trabalhadores na amostra e as respectivas zonas. Para adereçar a endogeneidade, também são feitas regressões em dois estágios, o que será debatido na última seção.

⁶ Embora não esteja diretamente relacionado aos *outcomes* do mercado de trabalho, a ideia do estudo é que indivíduos que fazem mais deslocamentos (ou viagens) estão mais inseridos economicamente.

O artigo irá apresentar cinco modelos distintos de descompasso espacial partindo das estimativas de acesso a emprego por tempo de deslocamento desenvolvidas por Pereira et al. (2022) em um projeto do IPEA: Acesso a Oportunidades (2019). Com esses dados, foi possível conduzir a investigação para sete cidades – São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Recife, Fortaleza, Curitiba e Porto Alegre -, com estimativas de acesso padronizadas e alinhadas com a literatura internacional, sem precisar se restringir ao conjunto de municípios (ou metrópoles) que realizaram Pesquisas Origem-Destino em décadas recentes. No entanto, na medida em que a quantidade de variáveis disponíveis na base limitou o uso de variáveis de controle na regressão e não foram aplicadas estratégias específicas de adereçamento da endogeneidade, os modelos aqui presentes devem ser entendidos apenas como exercícios de correlação, sem potencial para aferir qualquer tipo de causalidade. Este tema será debatido, com a indicação de possíveis estratégias de encaminhamento dessa questão e aprimoramento dos modelos.

2. Metodologia

A estratégia empírica consiste na estimação da correlação entre a acessibilidade a empregos e a renda *per capita* média para um conjunto de sete capitais do país. O objetivo dessa estratégia é analisar a hipótese de descompasso espacial nas principais cidades brasileiras.

Para o desenvolvimento do exercício econométrico, foi utilizada a base do painel Acesso a Oportunidades⁷, desenvolvida por Pereira et al. (2022). Com base nos dados de distribuição espacial de empregos formais da RAIS e de viagens de transporte coletivo de prefeituras e empresas operadoras, no formato *General Transit Feed Specification*⁸ (GTFS), os autores estimaram para um conjunto de municípios do país a quantidade de postos de trabalho alcançáveis a um determinado tempo de deslocamento – medida cumulativa ativa (CMA)⁹. Na análise, os postos de trabalho são desagregados em baixa, média e alta escolaridade¹⁰, além do total, e quatro meios de transporte são considerados: carro, transporte coletivo, a pé e bicicleta. As estimativas são realizadas para cada ponto das cidades (hexágonos, com 0,11 km² de área) e levam em consideração o tempo médio de viagem em um dia de semana usual, sem considerar eventos e fatores não planejados. Além das estimativas de acessibilidade, a base conta com indicadores sociodemográficos e econômicos coletados do Censo Demográfico 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, tais como população - desagregada por gênero, raça e idade – e renda domiciliar *per capita* média, além da quantidade de matrículas em escolas públicas, coletada do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP)¹¹. A partir daí são obtidas as variáveis de controle e a dependente do modelo.

A estimação ocorreu através de um modelo de Regressão Linear pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários, tendo sido aplicado o logaritmo às variáveis nominais devido à elevada variabilidade desse tipo de dado, conforme argumentado por Duarte e Silveira Neto (2020). Foi assumida a seguinte equação para a renda média de cada hexágono:

$$\log RM_i = I_i + \log CMA_i + \log POP_i + PIA_i + N_i + M_i + ED_i + \mu_i$$

⁷ Conferir em: <https://www.ipea.gov.br/acessoopportunidades/mapa/>

⁸ GTFS é uma plataforma aberta que apresenta informações referentes a rotas, horários e detalhes geográficos de trânsito (“GTFS Schedule”), por um lado, e sobre a atualização das viagens em tempo real (“GTFS Realtime”). A partir dela é possível estimar o real tempo de deslocamento entre dois pontos de transporte coletivo.

⁹ Os autores calculam também outros indicadores, mas existe ampla evidência de que o CMA é o mais fácil de se interpretar e operacionalizar (LUZ et al., 2022). Além disso, Estimativas semelhantes são realizadas para acesso a outros tipos de oportunidades, como escolas (Censo Escolar), hospitais (SUS) e Centros de Referência da Assistência Social (CRAS), mas que não terão ênfase no âmbito deste trabalho.

¹⁰ Alta escolaridade corresponde a ensino superior completo; média, até ensino médio completo; e, baixa, até ensino fundamental completo

¹¹ O dicionário completo está disponível em: https://ipeagit.github.io/aopdata/articles/data_dic_pt.html.

Na qual, $\log RM_i$ é o logaritmo da renda domiciliar *per capita* média, I_i é o Intercepto, $\log CMA_i$ é o logaritmo da medida cumulativa ativa (CMA) de postos de trabalho – a variável explicativa de interesse –, $\log POP_i$ é o logaritmo da quantidade de pessoas, PIA_i é a porcentagem de moradores contemplados na População em Idade Ativa (PIA), N_i é a porcentagem de pessoas negras, M_i é a porcentagem de mulheres, ED_i é a porcentagem de matrículas de ensino em escola pública relativamente ao tamanho da população de até 18 anos e μ_i é o termo de erro.

As variáveis de controle escolhidas foram inspiradas em Jin e Paulsen (2018), que utilizam unidades de observação territoriais para investigar a hipótese de descompasso espacial nos Estados Unidos, e que também contemplam controles associados à porcentagem de negros, à densidade populacional e à participação da força de trabalho feminina¹². No entanto, o estudo americano considera a porcentagem de pessoas com bacharelado completo e o tamanho médio das famílias, indisponíveis na base aqui analisada, e a porcentagem de famílias ricas e pobres, o que acaba sendo pouco informativo no presente contexto em que o resultado é a renda média *per capita*¹³. Para tentar contornar a ausência de desagregação populacional por tipo de escolaridade, foi utilizada a porcentagem de matrículas de ensino em escolas públicas como *proxy*. Uma outra diferença entre os trabalhos é que Jin e Paulsen (2018) apresentam um modelo *dif-in-dif*, analisando as variáveis em diferença, o que não é possível dada a estrutura *cross-sectional* dos dados disponíveis.

O indicador de acessibilidade utilizado – a medida cumulativa ativa (CMA) de postos de trabalho – é referente ao ano de 2019, diferentemente das demais variáveis¹⁴, e permite permutações em relação ao modal de transporte, ao tempo máximo de deslocamento e ao tipo de emprego de interesse. A primeira combinação testada, que serviu de base para o trabalho, considerou o acesso a postos de trabalho totais em 60 minutos de deslocamento de transporte coletivo. A seleção desse modal reflete sua importância relativa na mobilidade urbana da maioria das capitais analisadas: no Rio de Janeiro, Recife e Fortaleza, o transporte público representa pelo menos metade das viagens; em São Paulo, lidera o *ranking* com 41% dos deslocamentos a trabalho – contra 34% do automóvel e 24% de meios não-motorizados; e apenas em Curitiba e Belo Horizonte responde por uma parcela menor do que os transportes individuais motorizados¹⁵. Já a escolha do tempo máximo de deslocamento se justifica pela proximidade com o tempo de deslocamento casa - trabalho de transporte público nas cidades analisadas - 58 minutos, na média das sete capitais (Relatório Global Moovit Sobre o Transporte Público – 2020, referente ao ano de 2019)¹⁶.

A partir desse modelo base, outros quatro cenários foram testados. Os modelos 2 e 3 replicam o experimento utilizando 90 e 30 minutos, respectivamente, como tempo máximo de viagem. O indicador de maior amplitude pode ser especialmente relevante em São Paulo ou no Rio de Janeiro, cidades maiores, para as quais o acesso a uma hora e meia de viagem ainda é bastante heterogêneo ao longo dos hexágonos. Vale ressaltar que o uso do tempo máximo de 90 minutos levou a uma melhor especificação no modelo de Luz et al. (2022), que consultou a mesma base de dados para estudar a acessibilidade na capital paulista. Por outro lado, considerar

¹² Em vez da porcentagem total de mulheres, os autores utilizam a participação de mulheres na População em Idade Ativa (PIA) – informação indisponível na base de dados utilizada no âmbito deste artigo.

¹³ No contexto dos autores, as variáveis dependentes analisadas são taxa de desemprego e renda mediana, que possuem uma relação menos direta com a porcentagem de pessoas pobres e ricas.

¹⁴ Em síntese, acredita-se que esse tipo de indicador – e, mais ainda, sua distribuição – não deve apresentar mudanças expressivas no horizonte de uma década. No entanto, é possível que tenha comprometido o resultado para algumas capitais, que apresentaram mudanças significativas em mobilidade urbana ao longo do período.

¹⁵ Pesquisas Origem-Destino selecionadas. Disponíveis em: <https://mobilidados.org.br/capitais/>. Porto Alegre não apresenta estudo dessa natureza e não pode ser incluído na análise.

¹⁶ Em média, a viagem ao trabalho demora 62 minutos em São Paulo, 67 no Rio de Janeiro, 59 em Belo Horizonte, 62 em Recife, 53 em Fortaleza, 54 em Curitiba e 46 em Porto Alegre

o acesso a meia hora de deslocamento pode ser útil em lugares em que se pode percorrer a maior parte do município com uma hora de viagem, o que torna os indicadores mais amplos pouco informativos. O modelo 4 reproduz o exercício utilizando o automóvel como modal de referência e 30 minutos como tempo máximo¹⁷, o que promove mudanças significativas nas cidades em que o transporte individual tem maior peso relativo nas viagens – as capitais mineira e paranaense. Por fim, o modelo 5 decompõe a análise por tipo de qualificação dos postos de trabalho – alta (ensino superior), média (até o ensino médio completo) e baixa (até o ensino fundamental completo) –, de modo a captar efeitos que passam despercebidos no uso da estatística agregada.

3. Resultados

Nesta seção, busca-se fazer uma apresentação do nível de acessibilidade no país e da estimação dos cinco modelos de descompasso espacial. Os modelos analisados apontam pra diferentes resultados em cada uma das capitais, nem sempre validando a hipótese do trabalho, e, particularmente para Rio de Janeiro e Recife, a maioria deles não foi capaz de captar um coeficiente significativo. A ambiguidade dos resultados reflete que o exercício econométrico não consegue estimar além da correlação entre as duas variáveis de interesse, principalmente por conta da natureza endógena das variáveis estudadas, que dificulta o isolamento de efeito causal. Ao final da seção, este tema será discutido.

3.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 a seguir apresenta a média e o desvio-padrão ponderados¹⁸ de um conjunto de variáveis para as sete capitais analisadas. Além de sete variações da medida cumulativa ativa¹⁹, incorporou-se também versões relativas de cada uma delas – isto é, a quantidade de postos de trabalho acessíveis relativamente ao total de vagas na cidade – e as variáveis de controle utilizadas. Na maioria das capitais analisadas, se pode alcançar em torno de 250 a 300 mil postos de trabalho com uma hora de viagem de transporte coletivo, com a exceção de São Paulo (676 mil) e Recife (146 mil). Em termos relativos, isso se traduz em cerca de 20% das vagas existentes nas capitais paulista e fluminense, contra 75% em Porto Alegre e de 35% a 50% nas demais cidades. Com as alterações no tempo máximo de deslocamento, a quantidade de empregos acessíveis varia, mas a ordenação entre as cidades permanece semelhante. Também no que se refere à conectividade a empregos de alta qualificação, as capitais paulista (200 mil empregos) e pernambucana (29 mil empregos) estão nos extremos da lista. Vale destacar o aumento da medida cumulativa ativa em viagens de automóvel: com apenas meia hora de deslocamento, é possível alcançar 26% e 35% dos empregos em São Paulo e Rio de Janeiro, respectivamente, e mais de 75% das vagas existentes nas demais cidades.

Tabela 1 – Média (e Desvio-Padrão) dos Indicadores de Acesso e das Variáveis Estudadas

	Belo Horizonte	Recife	Rio de Janeiro	Curitiba	São Paulo	Fortaleza	Porto Alegre
--	----------------	--------	----------------	----------	-----------	-----------	--------------

¹⁷ Foi considerado apenas 30 minutos de viagem pois deslocamentos de uma hora de automóvel são capazes de percorrer praticamente a totalidade do território municipal na maioria das cidades analisadas. Em Fortaleza, o caso mais extremo, a variância desse indicador de acesso é nula.

¹⁸ As estatísticas são ponderadas pelo tamanho da população de cada hexágono, à exceção, é claro, da própria média e desvio-padrão populacional.

¹⁹ Indicador base de acesso a 60 minutos de viagem de transporte coletivo; com mudança de tempo máximo para 30 e 60 minutos; com mudança do modal para transporte individual; e com desagregação dos postos de trabalho por alta, média e baixa qualificação

Densidade Populacional (Pop. por Hexágono)	1.449 (718)	2.076 (1.027)	2.286 (1.952)	911 (566)	2.053 (1.183)	1.888 (1.011)	1.109 (779)
Renda	1.175 (1.078)	851 (893)	1.184 (1.153)	1.240 (865)	1.131 (1.131)	679 (667)	1.398 (1.072)
Acesso60	308.253 (199.168)	145.643 (85.928)	263.088 (239.290)	262.884 (139.735)	676.396 (613.030)	257.484 (121.810)	297.155 (114.663)
Acesso60 (%)	44% (28%)	37% (22%)	18% (16%)	45% (24%)	20% (19%)	50% (23%)	75% (29%)
Acesso30	50.477 (75.360)	24.294 (26.791)	34.029 (55.422)	34.261 (49.935)	64.063 (106.181)	37.014 (40.910)	62.261 (63.994)
Acesso30 (%)	7% (11%)	6% (7%)	2% (4%)	6% (9%)	2% (3%)	7% (8%)	16% (16%)
Acesso90	581.378 (154.752)	304.497 (83.397)	703.212 (415.359)	498.116 (97.574)	1.842.980 (825.543)	484.387 (58.590)	401.748 (54.094)
Acesso90 (%)	83% (22%)	77% (21%)	48% (29%)	86% (17%)	56% (25%)	93% (11%)	101% (14%)
AcessoCarro	529.888 (196.626)	342.422 (86.305)	509.304 (344.348)	494.387 (103.145)	850.687 (804.987)	406.455 (104.266)	337.844 (114.584)
AcessoCarro (%)	76% (28%)	86% (22%)	35% (24%)	85% (18%)	26% (24%)	78% (20%)	85% (29%)
AcessoAlta	62.824 (44.462)	29.416 (19.347)	60.575 (68.600)	59.764 (34.308)	199.631 (203.218)	38.045 (20.027)	63.589 (24.895)
AcessoBaixa	67.760 (43.488)	23.723 (12.949)	60.805 (52.931)	46.520 (24.340)	109.978 (95.769)	50.107 (23.139)	62.757 (23.958)
AcessoMedia	177.668 (111.472)	92.504 (53.850)	141.707 (120.071)	156.599 (81.758)	366.788 (320.404)	169.332 (78.944)	170.809 (65.983)
Matrículas (%)	55% (291%)	52% (364%)	55% (213%)	55% (381%)	56% (202%)	42% (143%)	50% (261%)
Mulheres (%)	47% (2%)	46% (3%)	47% (3%)	48% (2%)	47% (2%)	47% (2%)	46% (3%)
Negros (%)	52% (19%)	57% (15%)	47% (18%)	20% (11%)	37% (18%)	62% (11%)	20% (13%)
PIA (%)	69% (4%)	67% (4%)	68% (4%)	69% (4%)	68% (4%)	66% (5%)	68% (6%)

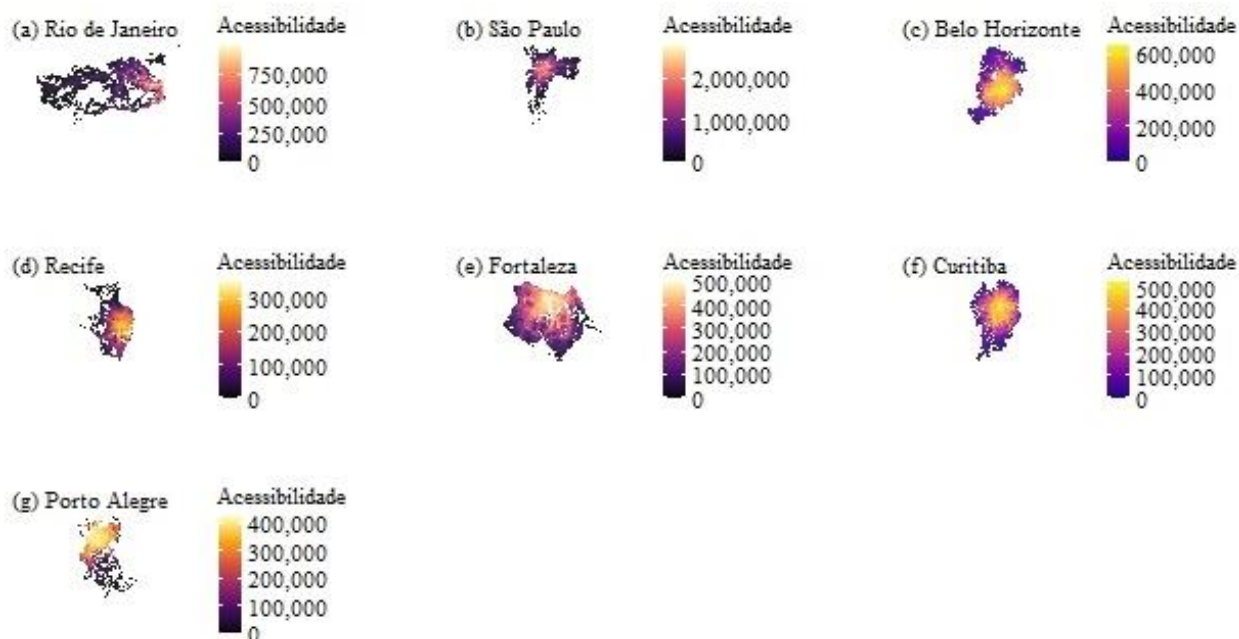
Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022). As unidades de observação são hexágonos com 0,11 km² de área, e todas as médias foram ponderadas pela densidade populacional do hexágono. Acesso60 é a medida cumulativa ativa de postos de trabalho totais com 60 minutos de deslocamento de transporte coletivo.

Acesso60 (%) corresponde ao indicador de acessibilidade em percentagem da quantidade total de postos de trabalho no município. Acesso30 e Acesso90 correspondem aos indicadores correspondentes para deslocamentos de 30 e 90 minutos de transporte coletivo, respectivamente. AcessoCarro refere-se à deslocamentos de 30 minutos de automóvel. AcessoAlta, AcessoBaixa e AcessoMédia correspondem à medida cumulativa ativa de postos de trabalho específicos (alta, baixa e média escolaridade, respectivamente), em viagens de 60 minutos de transporte coletivo. Matrículas é referente à quantidade de matrículas do hexágono em percentagem da população menor de 18 anos; e Mulheres, Negros e PIA correspondem ao percentual de cada um desses grupos na população total do hexágono.

Para dimensionar a desigualdade de acesso nas cidades, a Figura 1 apresenta a distribuição da medida cumulativa ativa em cada uma delas. Nos sete casos analisados, é possível identificar polos de emprego nos quais o indicador é maior. Nas duas cidades mais populosas do país, a concentração fica ainda mais evidente: se em regiões centrais se pode

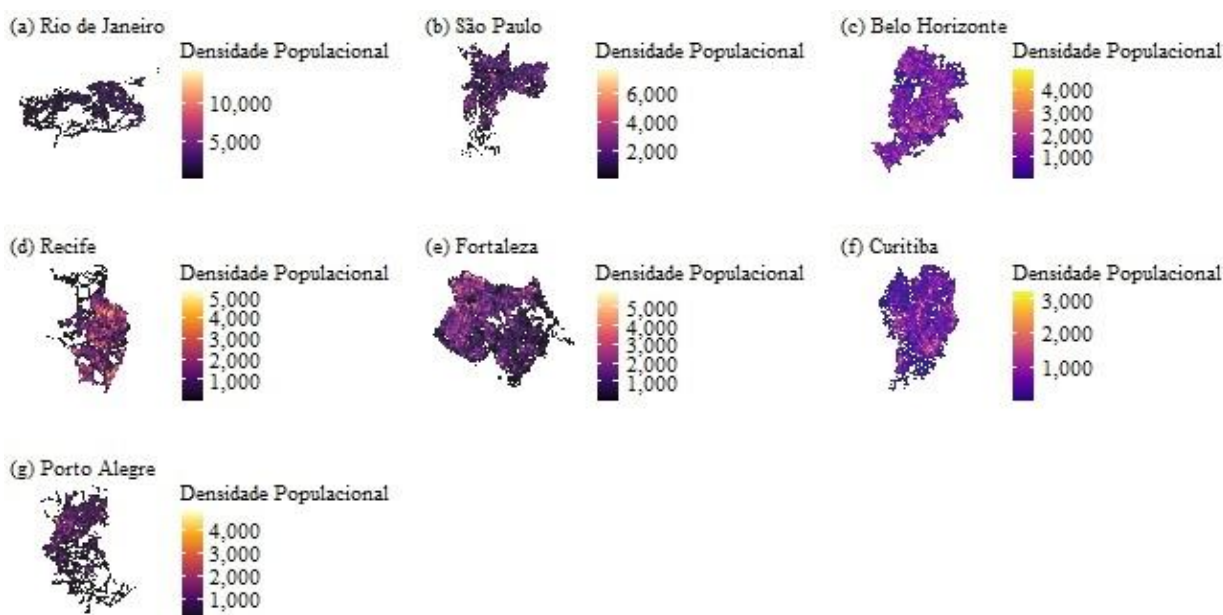
atingir cerca de um milhão de postos de trabalho no Rio de Janeiro e mais de dois milhões em São Paulo, com uma hora de deslocamento de transporte público, em outras regiões da cidade o acesso se reduz a menos de um quarto deste montante. Ainda que haja uma correlação entre a distribuição populacional e de acessibilidade, esta não é suficientemente elevada para afirmar que as regiões descobertas de acesso são totalmente inabitadas: em Curitiba, Recife e Belo Horizonte, a correlação é inferior a 10%, e, no Rio de Janeiro, o caso mais extremo, é próxima 30%. De fato, o Figura 2 apresenta uma distribuição populacional distinta, e sinaliza a existência de regiões ao mesmo tempo populosas e desconectadas.

Figura 1– Empregos acessíveis a uma hora de viagem de transporte coletivo (cidades selecionadas, 2019)



Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022).

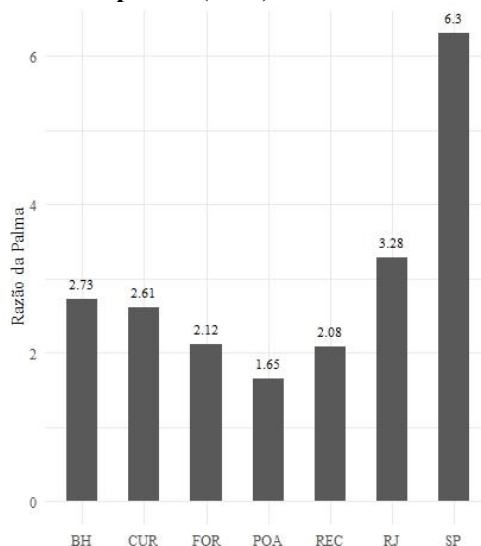
Figura 2 – Quantidade de moradores em cada hexágono (cidades selecionadas, 2019)



Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022).

Além disso, a análise dos dados de acessibilidade nessas cidades demonstra que a distribuição das pessoas ao longo das regiões de maior e menor conectividade não ocorre de forma independente à classe social (Figura 3). Na capital paulista – o caso mais extremo -, os 10% mais ricos alcançam, em média, mais do que o sêxtuplo da quantidade de empregos acessíveis pelos 40% mais pobres, com o mesmo tempo de deslocamento de transporte público. Nas demais cidades, este indicador (razão da palma) se mantém entre dois e três, sendo um pouco mais elevado no Rio de Janeiro (3,28) e reduzido em Porto Alegre (1,65). Em se considerando que a posse de automóveis é mais frequente para o topo da distribuição, o que é sinalizado nas Pesquisas Origem-Destino dessas cidades²⁰, é provável que o *gap* de acesso entre os pobres – dependentes do transporte coletivo e com mobilidade menos eficiente – e os ricos seja ainda maior. A Figura 3 mostra um primeiro indício de correlação entre o nível de renda e a acessibilidade. Na subseção subsequente, essa relação será explorada através da estimação dos cinco modelos mencionados.

Figura 3 – Razão entre a média do número de empregos acessíveis pelos 10% mais ricos e pelos 40% mais pobres (2019)



Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022).

3.2 Estimação

A Tabela 2 apresenta o primeiro modelo estimado. O logaritmo da medida cumulativa ativa apresentou correlação significativa (0,1%) com o logaritmo da renda *per capita* para São Paulo, Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre; com um aumento de 1% da quantidade de empregos acessíveis estando associado a um crescimento de 0,03% (em São Paulo) a 0,09% (em Belo Horizonte) do rendimento. Em Fortaleza, o coeficiente também é de 0,03, mas com significância reduzida (5%); no Rio de Janeiro, não foi captada correlação entre as variáveis; e, para Recife, o modelo registrou correlação negativa. Estas duas últimas cidades foram as que mais apresentaram mudanças em mobilidade de 2010 a 2019 – ver, por exemplo, a evolução do percentual de pessoas morando próximo de estações de média e alta capacidade (*People Near Transit*)²¹ -, o que pode tornar os resultados pouco conclusivos. Dentre as variáveis de controle, a porcentagem de pessoas negras e, em menor magnitude, de mulheres registrou correlação negativa com a renda na maioria das cidades, enquanto a PIA (%) e o *log* da densidade

²⁰ Disponíveis em: <https://mobilidados.org.br/capitais/>

²¹ Disponível em: <https://mobilidados.org.br/capitais/>

demográfica apresentaram sinal contrário. No entanto, o impacto da educação através do percentual de matrículas não foi significativo ou registrou correlação negativa com o rendimento - no caso das capitais mineira, gaúcha e cearense -, o que se considera uma limitação do modelo à luz da literatura acerca da relação positiva entre essas variáveis (CARD, 1999). Uma possível explicação é que o indicador de matrículas disponível na base de dados é referente a escolas públicas e desconsidera o ensino privado (PEREIRA et al., 2022).

Tabela 2 – Modelo 01 - Acessibilidade a empregos (transporte coletivo e deslocamento máximo de 60 minutos) e renda *per capita* média por hexágonos espaciais (Brasil - cidades selecionadas, 2019).

	RJ	SP	BH	Recife	FOR	Curitiba	POA
(Intercepto)	7.47*** (0.12)	6.30*** (0.11)	4.65*** (0.25)	9.15*** (0.32)	7.08*** (0.25)	6.16*** (0.14)	5.23*** (0.16)
log(CMATT60)	-0.00 (0.00)	0.03*** (0.00)	0.09*** (0.01)	-0.02* (0.01)	0.03* (0.01)	0.05*** (0.00)	0.06*** (0.00)
log(POP)	0.09*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.08*** (0.01)	0.08*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	0.07*** (0.00)	0.14*** (0.01)
PIA (%)	1.29*** (0.12)	1.22*** (0.12)	2.84*** (0.24)	-0.47 (0.25)	3.20*** (0.21)	1.48*** (0.14)	1.62*** (0.13)
Matrículas (%)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00* (0.00)
Mulheres (%)	-1.31*** (0.14)	-0.76*** (0.13)	0.22 (0.28)	0.17 (0.32)	-1.70*** (0.24)	-1.13*** (0.19)	-0.52** (0.20)
Negros (%)	-3.42*** (0.04)	-3.31*** (0.04)	-2.96*** (0.06)	-5.21*** (0.11)	-3.58*** (0.10)	-3.89*** (0.07)	-3.79*** (0.08)
R ²	0.72	0.66	0.77	0.78	0.73	0.70	0.62
Adj. R ²	0.72	0.66	0.77	0.78	0.73	0.70	0.62
Num. obs.	6271	9401	2509	1272	2174	3756	3055

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022).

No segundo e terceiro modelo estimados (Tabelas 3 e 4), o tempo máximo de deslocamento para o cálculo da medida cumulativa ativa é alterado para 90 e 30 minutos, respectivamente. Enquanto o aumento da amplitude reduz o coeficiente de correlação da acessibilidade para todas as capitais mencionadas, com exceção de Belo Horizonte, de modo que a relação perde significância para São Paulo e Fortaleza; o uso do indicador de meia hora tende a levar a um aumento dos coeficientes, embora ainda sem captar efeito positivo nas capitais fluminense e pernambucana. Em geral, os movimentos parecem refletir a natureza dos indicadores: com 90 minutos de viagem, é possível alcançar uma quantidade elevada de empregos na maior parte do município, o que pode tornar a medida cumulativa ativa menos relevante na determinação da renda; e o contrário tende a acontecer na adoção de um indicador mais estrito. Mesmo assim, é curioso que o tempo máximo de uma hora e meia leve à perda de significância em São Paulo, haja visto que existem evidências de que essa métrica permite uma melhor especificação do modelo na cidade (LUZ et al., 2022).

Tabela 3 – Modelo 02 - Acessibilidade a empregos (transporte coletivo e deslocamento máximo de 90 minutos) e renda *per capita* média por hexágonos espaciais (Brasil - cidades selecionadas, 2019)

	RJ	SP	BH	Recife	FOR	Curitiba	POA
(Intercepto)	7.51*** (0.12)	6.58*** (0.12)	4.37*** (0.27)	9.55*** (0.32)	7.43*** (0.32)	6.32*** (0.15)	5.25*** (0.16)
log(CMATT90)	-0.01 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.10*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.00 (0.02)	0.02*** (0.00)	0.04*** (0.00)

log(POP)	0.09*** (0.00)	0.12*** (0.00)	0.09*** (0.01)	0.10*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.09*** (0.00)	0.16*** (0.01)
PIA (%)	1.30*** (0.12)	1.32*** (0.12)	3.07*** (0.24)	-0.70** (0.25)	3.28*** (0.21)	1.67*** (0.14)	1.64*** (0.14)
Matrículas (%)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00* (0.00)
Mulheres (%)	-1.31*** (0.14)	-0.78*** (0.13)	-0.10 (0.28)	0.14 (0.32)	-1.74*** (0.24)	-1.34*** (0.19)	-0.61** (0.20)
Negros (%)	-3.42*** (0.04)	-3.46*** (0.04)	-3.05*** (0.06)	-5.28*** (0.10)	-3.66*** (0.10)	-3.96*** (0.07)	-3.84*** (0.09)
R ²	0.72	0.66	0.76	0.78	0.73	0.69	0.61
Adj. R ²	0.72	0.66	0.76	0.78	0.73	0.69	0.61
Num. obs.	6271	9401	2509	1272	2174	3756	3055

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022).

Tabela 4 – Modelo 03 - Acessibilidade a empregos (transporte coletivo e deslocamento máximo de 30 minutos) e renda *per capita* média por hexágonos espaciais (Brasil - cidades selecionadas, 2019)

	RJ	SP	BH	Recife	FOR	Curitiba	POA
(Intercepto)	7.43*** (0.12)	6.25*** (0.11)	5.08*** (0.25)	8.69*** (0.32)	7.08*** (0.22)	6.32*** (0.14)	5.50*** (0.15)
log(CMATT30)	0.00 (0.00)	0.05*** (0.00)	0.06*** (0.01)	0.01 (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.00)	0.06*** (0.00)
log(POP)	0.09*** (0.00)	0.09*** (0.00)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	0.07*** (0.00)	0.12*** (0.01)
PIA (%)	1.28*** (0.12)	1.12*** (0.12)	2.86*** (0.24)	-0.27 (0.25)	3.10*** (0.21)	1.31*** (0.14)	1.47*** (0.13)
Matrículas (%)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00** (0.00)
Mulheres (%)	-1.29*** (0.14)	-0.69*** (0.13)	0.31 (0.29)	0.26 (0.32)	-1.55*** (0.24)	-0.93*** (0.19)	-0.48* (0.20)
Negros (%)	-3.41*** (0.04)	-3.18*** (0.04)	-2.94*** (0.06)	-5.04*** (0.11)	-3.51*** (0.10)	-3.90*** (0.07)	-3.58*** (0.09)
R ²	0.72	0.66	0.76	0.78	0.73	0.70	0.62
Adj. R ²	0.72	0.66	0.76	0.78	0.73	0.70	0.62
Num. obs.	6271	9401	2509	1272	2174	3756	3055

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022).

O Modelo 4 replica o experimento com o uso do automóvel como modal de transporte e do tempo máximo de deslocamento de 30 minutos (Tabela 5). Os resultados são ambíguos: em Fortaleza, Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre o coeficiente fica substancialmente maior, com elasticidade-renda da acessibilidade variando de 11% a 35%; em São Paulo o aumento é menor; e no Rio de Janeiro e em Recife a relação negativa das variáveis fica significativa – com um aumento de 1% na acessibilidade estando associado a uma queda de 0,02% a 0,04% na renda, respectivamente. Vale ressaltar que o aumento era esperado nas capitais mineira e paranaense, dada a elevada participação do automóvel em sua divisão intermodal (seção 2). A indicação da correlação negativa entre as variáveis no Rio de Janeiro e em Recife pode estar sendo causada pela defasagem temporal entre a variável explicativa e dependente, devido ao volume de obras de mobilidade que ocorreram nas cidades entre 2010 e 2019, ou pela maior exposição do modelo nesses lugares à endogeneidade e às demais limitações metodológicas do trabalho.

Tabela 5 – Modelo 04 - Acessibilidade a empregos (automóvel e deslocamento máximo de 30 minutos) e renda per capita média por hexágonos espaciais (Brasil - cidades selecionadas, 2019).

	RJ	SP	BH	Recife	FOR	Curitiba	POA
(Intercepto)	7.64*** (0.14)	5.90*** (0.12)	1.27*** (0.32)	9.62*** (0.33)	3.33*** (0.44)	4.31*** (0.21)	4.65*** (0.17)
log(CMATT30)	-0.02** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.21*** (0.02)	-0.04** (0.01)	0.35*** (0.03)	0.19*** (0.01)	0.11*** (0.01)
log(POP)	0.09*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.12*** (0.01)	0.07*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.08*** (0.00)	0.14*** (0.01)
PIA (%)	1.31*** (0.12)	1.21*** (0.11)	4.39*** (0.23)	-0.55* (0.24)	2.35*** (0.20)	1.25*** (0.14)	1.50*** (0.13)
Matrículas (%)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00* (0.00)
Mulheres (%)	-1.32*** (0.14)	-0.52*** (0.13)	0.53 (0.30)	0.17 (0.30)	-1.47*** (0.23)	-1.13*** (0.18)	-0.72*** (0.20)
Negros (%)	-3.44*** (0.04)	-3.19*** (0.05)	-2.70*** (0.06)	-5.25*** (0.10)	-3.52*** (0.09)	-3.87*** (0.07)	-3.71*** (0.08)
R ²	0.72	0.66	0.76	0.78	0.74	0.70	0.61
Adj. R ²	0.72	0.65	0.76	0.77	0.74	0.70	0.61
Num. obs.	6315	9597	2532	1330	2180	3811	3152

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022).

Por fim, o Modelo 5 (Tabela 6) apresenta os resultados com a desagregação dos tipos de qualificação laboral – alta (ensino superior completo), média (até o ensino médio completo) e baixa (até o ensino fundamental completo). Destaca-se a elevada elasticidade-acesso da renda quando considerados os empregos mais qualificados: com a exceção do Rio de Janeiro e Belo Horizonte, é possível captar um coeficiente elevado e significativo (1% na capital gaúcha, 0,1% nos demais municípios), que varia de 0,13 em Porto Alegre a próximo de 1 em Fortaleza. Na maior capital do país, um aumento de 1% do acesso a esse tipo de emprego está associado a um crescimento de 0,48% da renda. O indicador de empregos de média qualificação apresenta correlação negativa ou não-significativa com o rendimento, com Fortaleza e São Paulo se destacando no sentido contrário, registrando os menores coeficientes da tabela (-1,92 e -0,69, respectivamente). O acesso a trabalhos de baixa escolaridade apresenta coeficientes mais heterogêneos: positivos nas capitais paulista (0,21), pernambucana (0,12) e cearense (0,98) negativo em Curitiba (-0,13) e não significativo nos demais lugares analisados. As estimativas deste modelo sinalizam que as correlações menos relevantes encontradas no modelo base são resultado da soma de vetores atuando em sinais contrários.

Tabela 6 – Resultados da estimação por MQO do Modelo 05 - Acessibilidade, qualificação dos postos de trabalho e renda per capita média por hexágonos espaciais (Brasil - cidades selecionadas, 2019).

	RJ	SP	BH	Recife	FOR	Curitiba	POA
(Intercept)	7.47*** (-0.12)	7.31*** (-0.12)	4.68*** (-0.29)	10.10*** (-0.35)	10.59*** (-0.32)	6.56*** (-0.15)	5.41*** (-0.2)
log(CMATA60)	0.04* (-0.02)	0.48*** (-0.02)	0.11 (-0.06)	0.34*** (-0.06)	0.94*** (-0.06)	0.25*** (-0.02)	0.13** (-0.04)
log(CMATM60)	-0.02 (-0.03)	-0.69*** (-0.04)	0.04 (-0.11)	-0.49*** (-0.08)	-1.92*** (-0.18)	-0.10* (-0.05)	0.01 (-0.09)
log(CMATB60)	-0.03 (-0.02)	0.21*** (-0.04)	-0.07 (-0.11)	0.12** (-0.04)	0.98*** (-0.15)	-0.13** (-0.04)	-0.09 (-0.07)
log(POP)	0.09***	0.13***	0.08***	0.09***	-0.01*	0.06***	0.13***

	(0)	(0)	(-0.01)	(-0.01)	(-0.01)	(0)	(-0.01)
PIA (%)	1.46***	0.81***	2.91***	-0.80**	2.21***	1.40***	1.74***
	(-0.13)	(-0.11)	(-0.24)	(-0.26)	(-0.19)	(-0.14)	(-0.14)
Matrículas (%)	0	0	-0.00**	0	-0.00**	0	-0.00**
	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
Mulheres (%)	-1.49***	-0.59***	0.34	0.26	-1.87***	-0.96***	-0.65**
	(-0.14)	(-0.13)	(-0.29)	(-0.32)	(-0.23)	(-0.18)	(-0.21)
Negros (%)	-3.36***	-3.20***	-2.91***	-5.27***	-3.48***	-3.73***	-3.79***
	(-0.04)	(-0.04)	(-0.06)	(-0.11)	(-0.1)	(-0.07)	(-0.09)
R ²	0.72	0.69	0.77	0.79	0.75	0.72	0.63
Adj. R ²	0.72	0.69	0.77	0.79	0.75	0.72	0.63
Num. obs.	6263	9394	2511	1256	2176	3752	2983

*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

Fonte: elaboração própria com base nos dados de Pereira et al. (2022). Cmata60 corresponde ao indicador de acesso de empregos de alta qualificação; cmatm60 de média qualificação; cmatb60 de baixa qualificação.

É interessante analisar os resultados encontrados à luz da literatura brasileira sobre o tema. Com dados da cidade de São Paulo, Haddad e Baruffi (2016) estimam um impacto da acessibilidade de transporte coletivo nos salários substancialmente mais elevado do que as presentes estimativas (18%, contra 3%), com um coeficiente que ainda aumenta (42%) com a aplicação de um modelo em dois estágios com variável instrumental – estratégia para adereçar a endogeneidade, que será discutida à frente. Estudando a capital paranaense, Porsse e Silva (2021) encontram inicialmente uma elasticidade-acesso da renda semelhante ao do modelo base deste trabalho (3,6%, contra 4,8%), mas também chegam a um coeficiente maior (11%) quando fazem uma regressão em dois estágios²². Já Duarte e Silveira Neto (2020) encontram que o aumento da acessibilidade reduz a probabilidade de o indivíduo receber até dois salários-mínimos no Recife, o que também vai de encontro às presentes estimativas. As diferenças podem estar associadas ao uso de métricas distintas de acessibilidade, a limitações metodológicas específicas do artigo - como a não captação do efeito da escolaridade, a defasagem temporal entre as variáveis e um eventual viés gerado pela estrutura espacial dos dados²³ - ou a natureza endógena das variáveis estudadas, uma dificuldade constante em trabalhos de descompasso espacial. Este último ponto é tema da subseção final.

Ainda assim, as presentes estimativas contribuem com o debate ao combinar o uso de indicadores de acessibilidade urbana alinhados à literatura internacional com a ampliação do conjunto de cidades brasileiras analisadas. Destacadamente, é a primeira vez que indicadores de acesso a empregos propriamente ditos foram utilizados para investigar a hipótese de descompasso espacial em Belo Horizonte, Fortaleza e Porto Alegre.

3.3 A endogeneidade

A endogeneidade nos modelos de descompasso espacial decorre das decisões de moradia dos indivíduos e de operação das firmas serem simultâneas e associadas ao mercado de trabalho, o que induz as pesquisas sobre o tema a adotarem estratégias metodológicas distintas e serem mais ou menos expostas a determinados tipos de viés, que podem atuar em diferentes sentidos. Do ponto de vista individual, a endogeneidade existe na medida em que o acesso a moradia – e, portanto, a conectividade a empregos - depende da inserção econômica, e indivíduos com maiores salários podem privilegiar pagar caro em aluguel para morar em

²² Apesar do dissenso, vale ressaltar que ambos convergem com os resultados do artigo ao encontrar que o coeficiente de correlação é maior para a acessibilidade de automóvel.

²³ Todos os trabalhos citados utilizam unidade de observação individual.

lugares mais acessíveis ou optar por custos elevados de transporte para usufruir de amenidades indisponíveis nas regiões centrais (praias, parques etc.) ou de residências mais espaçosas (HADDAD; BARUFI, 2016; JIN; PAULSEN, 2018; ASLUND et al., 2010; DUJARDIN et al., 2008). Tal ambiguidade faz com que o tamanho e o sinal do viés no modelo dependam das preferências da elite de trabalhadores locais.

Ademais, há também endogeneidade decorrente da decisão de produção das firmas, justamente as responsáveis por distribuir espacialmente as oportunidades, o que pode ser particularmente problemático em pesquisas nas quais a unidade de observação é o bairro, e não o indivíduo (HADDAD; BARUFI, 2016; JIN; PAULSEN, 2018). Preocupadas com a minimização de custos, as empresas buscam operar em áreas com menor nível salarial e menores despesas de aluguel; ao mesmo tempo em que podem ser atraídas para regiões de renda média mais elevada se o objetivo for se aproximar do mercado. Em todo caso, a quantidade de oportunidades acessíveis em cada bairro será influenciada pelos *outcomes* do mercado de trabalho. Novamente, percebe-se que o viés pode ir em sentidos opostos, o que parece estar condicionado à natureza do negócio: enquanto a indústria privilegiaria a operação em locais com menores custos de operação, a necessidade de se aproximar dos consumidores pode levar as empresas do setor de serviços a operar em lugares com o mercado de trabalho mais aquecido.

Gobillon e Selod (2019) definem três estratégias recorrentes de controle de endogeneidade em estudos de descompasso espacial. A primeira refere-se à estimação de um modelo em dois estágios com utilização de variáveis instrumentais (VIs) histórico-geográficas, correlacionadas com o nível de conectividade de cada região, mas independentes dos *outcomes* do mercado de trabalho local. Esta é a estratégia adotada pela maioria dos estudos brasileiros sobre o tema: Haddad e Baruffi (2016) utilizam como VI a distância da residência em relação ao centro histórico de São Paulo (Pátio do Colégio) através dos rios que cortam a cidade; Porsse e Silva (2021) utilizam a mesma estratégia na capital paranaense; e Duarte e Silveira Neto (2020) adotam a distância dos antigos trilhos de trem que cortam o Recife como instrumento. A validade desses instrumentos está pautada na sua exogeneidade em relação à presente movimentação das firmas – dado que os rios e as ferrovias antigas estão constantes - e na alta correlação com o nível de acessibilidade. No entanto, é improvável que esse método seja capaz adereçar adequadamente o movimento dos indivíduos, que reflete a restrição orçamentária dos trabalhadores – ou seja, seu desempenho no mercado de trabalho - e sua preferência por lugares mais ou menos acessíveis.

A segunda estratégia é recorrer a uma amostra de trabalhadores cujo local de residência independe do desempenho no mercado de trabalho. O exemplo mais comum é analisar adolescentes que moram com os pais sob a premissa de que seu local de residência é exógeno (GOBILLON; SELOD, 2019). No entanto, uma vez que os jovens podem herdar características não observáveis da família, bem como os pais podem condicionar sua escolha de moradia à probabilidade de inserção econômica dos filhos no futuro (GLAESER, 1997), o recurso a esse formato isoladamente não adereça a endogeneidade de forma adequada. Aslund et al. (2010) adotam estratégia semelhante, utilizando uma amostra alternativa: refugiados que chegaram à Suécia no começo dos anos 1990, que foram aleatoriamente designados pelo governo a um local de moradia. De forma análoga, Belchior et al. (2023) utilizam um conjunto de beneficiários do Programa Minha Casa Minha Vida, no Rio de Janeiro, para os quais a residência foi aleatorizada; e validam a hipótese de descompasso espacial na cidade, embora seu objetivo primário fosse analisar os efeitos do programa e os autores não tenham estimado uma regressão da acessibilidade nos salários.

Existe ainda uma terceira estratégia que consiste na condução de uma análise de sensibilidade que permita estimar o grau de endogeneidade presente no modelo, para então avaliar se os resultados encontrados são de fato significativos. Dujardin et al. (2008) aplicam essa estratégia para uma amostra de adolescentes e tentam estimar a correlação entre variáveis

não observáveis dos filhos (*i.e.*, habilidade), potencialmente transmitidas pela família, e a decisão de moradia dos pais. Ao aplicar essa correção ao modelo, os autores não encontram evidências de descompasso espacial na cidade de Bruxelas; o que reflete uma concentração de famílias mais vulneráveis em locais com maiores quantidades de emprego na capital belga, em contraste com a estrutura de outras cidades europeias (GOBILLON; SELOD, 2019).

Com a não-adoção das estratégias descritas, os modelos aqui estimados se limitam a uma análise de correlação e não se propõe a estimar o efeito causal do nível acesso no rendimento. No entanto, a análise qualitativa dos trabalhos brasileiros sobre o tema sinaliza que mesmo aqueles que se propõe a adereçar a endogeneidade esbarram em limitações, na medida em que esta assume diferentes dimensões e que nem toda estratégia de controle é suficiente para lidar com todas elas. Em particular, a maior parte dos artigos brasileiros se restringe a aplicar variáveis instrumentais para construir um indicador de acessibilidade exógeno à movimentação das firmas, mas é incapaz de obter uma amostra aleatória de trabalhadores, uma vez que os mais ricos podem ter preferências mais ou menos favoráveis a morar em lugares acessíveis. Belchior et al. (2023) se excetua ao utilizar beneficiários de um programa habitacional que não escolheram seu local de residência – seu nível de acessibilidade –, mas não se propõe a estimar efetivamente o impacto do nível de acesso no rendimento e analisam exclusivamente o município do Rio de Janeiro. Nesse sentido, o artigo indica que a hipótese de descompasso espacial ainda carece de investigação nas cidades brasileiras e aponta caminhos eficazes de controle da endogeneidade.

Considerações finais

A acessibilidade urbana é um conceito que reflete a facilidade com que os cidadãos podem atingir oportunidades - de trabalho, estudo, saúde e lazer –, e vêm ganhando atenção na literatura econômica para avaliar a qualidade de vida nas cidades. O artigo partiu de uma nova base de dados de acessibilidade, desenvolvida por Pereira et al. (2022), para estimar cinco modelos econométricos que relacionam o acesso urbano – expresso na *medida cumulativa ativa* (CMA) de oportunidades de emprego – ao rendimento médio *per capita* para um conjunto de sete capitais do país. Em cada modelo, combinações distintas de tempo máximo de deslocamento (30, 60 e 90 minutos), modal de transporte (coletivo ou automóvel) e posto de trabalho (totais ou desagregados por tipo de escolaridade) foram usadas para o indicador de acesso. O exercício investiga a hipótese de descompasso espacial, segundo a qual a conectividade a empregos é um dos determinantes da inserção das pessoas no mercado de trabalho, que começou a ser estudada nos Estados Unidos da década de 1960, mas chegou apenas recentemente à literatura brasileira, tendo se restringido ao conjunto limitado de municípios com disponibilidade de dados até recentemente.

Uma análise descritiva expõe o baixo e desigual nível de acesso a emprego nas sete cidades analisadas. Com uma hora de viagem de transporte coletivo, se alcança em média 32% dos postos de trabalho municipais - cerca de 20% no Rio de Janeiro e em São Paulo; fração que ainda cai para abaixo de 7% em deslocamentos de meia hora, girando em torno de 2% nos dois maiores municípios do país. A acessibilidade é concentrada nas regiões centrais das cidades, a despeito da dispersão populacional, e sua distribuição não ocorre de forma independente à classe social: os 10% mais ricos alcançam de 2 a 6 vezes mais oportunidades de trabalho do que os 40% mais pobres. Ademais, em se considerando que a conectividade de automóvel é maior e que esse modal de transporte é menos acessível para as camadas mais baixas da população, é provável que o *gap* efetivo de acesso seja ainda mais elevado.

No primeiro modelo estimado, contemplando deslocamentos de até uma hora de transporte coletivo, foram apresentados: coeficientes altamente significativos (0,1%) em São Paulo, Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre, com elasticidade-acesso da renda variando de

3% a 9%; uma significância menor (5%) em Fortaleza; a ausência de correlação no Rio de Janeiro; e betas negativos em Recife. Com o aumento do tempo máximo para 90 minutos (modelo 2), os coeficientes se reduzem em quase todas as cidades analisadas, de modo a perder significância em São Paulo e Fortaleza; enquanto a redução a um tempo de meia hora (modelo 3) tende a provocar o efeito contrário. Na consideração de deslocamentos de automóvel (modelo 4), os coeficientes aumentam para as cidades que já registravam betas positivos (São Paulo, Belo Horizonte, Fortaleza, Curitiba e Porto Alegre), chegando a 35% na capital mineira – ante 9% no modelo base -, mas diminuem e ficam significativamente negativos no Rio de Janeiro e em Recife. Por fim, com a desagregação por tipo de trabalho, é possível notar que a correlação do rendimento com a acessibilidade tende a ser mais elevada para empregos de alta qualificação e reduzida para empregos de nível médio, sem expressar um padrão muito claro no que se refere aos postos de trabalho menos qualificados.

No entanto, a natureza endógena das variáveis estudadas - uma vez que o rendimento dos trabalhadores condiciona o quão acessível será sua moradia e o desempenho do mercado de trabalho local (taxa de desemprego, salário médio) impacta a movimentação das firmas – e a não-adoção de estratégias de adereçamento impede que seja aferida causalidade dos resultados. A maioria dos estudos de descompasso espacial no Brasil lida com essa questão recorrendo ao uso de variáveis instrumentais, o que pode ser ineficaz na contenção do viés introduzido pela escolha residencial dos trabalhadores. Uma alternativa é buscar uma amostra de indivíduos para os quais o local de moradia é exógeno, como àqueles submetidos a programas habitacionais. Até aqui, apenas um artigo aplicou esta estratégia no âmbito nacional (Belchior et al., 2023), com base nos beneficiários do Programa Minha Casa Minha Vida do Rio de Janeiro, e ainda sem aferir diretamente um impacto causal da acessibilidade no rendimento. Sendo assim, a reformulação dessa estratégia e replicação para um conjunto maior de cidades do país pode servir para aperfeiçoar a investigação do descompasso espacial no Brasil.

Referências

2022 Global Public Transport Report - Portuguese. Disponível em:

<<http://lookerstudio.google.com/reporting/f7ab41d6-eb72-4e25-96c7-598800b1ed47/page/wSiyB?feature=opengraph>>. Acesso em: 8 dez. 2023.

ÅSLUND, O.; ÖSTH, J.; ZENOU, Y. How important is access to jobs? Old question—improved answer. **Journal of Economic Geography**, v. 10, n. 3, p. 389–422, 2010.

BARUFI, A. M. B.; HADDAD, E. A. Spatial mismatch, wages and unemployment in metropolitan areas in Brazil. **REGION**, v. 4, p. 175–200, 2017.

BELCHIOR, C.; GONZAGA, G.; ULYSSEA, G. Unpacking Neighborhood Effects: Experimental Evidence from a Large-Scale Housing Program in Brazil. **SSRN Electronic Journal**, 2023.

CARD, D. Chapter 30 - The Causal Effect of Education on Earnings. Em: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Eds.). **Handbook of Labor Economics**. [s.l.] Elsevier, 1999. v. 3p. 1801–1863.

COULSON, N. E.; LAING, D.; WANG, P. Spatial Mismatch in Search Equilibrium. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 4, p. 949–972, 2001.

CUTLER, D. M.; GLAESER, E. L. Are Ghettos Good or Bad?*. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 3, p. 827–872, 1 ago. 1997.

DUARTE, L.; SILVEIRA NETO, R. Acessibilidade ao emprego e produtividade dos trabalhadores na cidade do Recife. **Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVIII ENABER**, 2020.

DAVIES, S.; HUFF, D. L. Impact of Ghettoization on Black Employment. **Economic Geography**, v. 48, n. 4, p. 421–427, 1972.

DUARTE, L.; SILVEIRA NETO, R. Acessibilidade ao emprego e produtividade dos trabalhadores na cidade do Recife. **Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVIII ENABER**, 2020.

DUJARDIN, C.; SELOD, H.; THOMAS, I. Residential Segregation and Unemployment: The Case of Brussels. **Laboratoire d’Economie Appliquee, INRA, Research Unit Working Papers**, v. 45, 1 jan. 2005.

ELLWOOD, D. T. The Spatial Mismatch Hypothesis: Are There Teenage Jobs Missing in the Ghetto? Em: **The Black Youth Employment Crisis**. [s.l.] University of Chicago Press, 1986. p. 147–190.

GALINDO, E. P.; LIMA NETO, V. C. A Mobilidade urbana no Brasil: percepções de sua população. <http://www.ipea.gov.br>, abr. 2019.

GOBILLON, L., SELOD, H. Spatial mismatch, poverty, and vulnerable populations. In: FISCHER, M.; NIJKAMP, P. (eds). **Handbook of Regional Science**. Springer, Berlin, Heidelberg, 2019.

GOBILLON, L.; MAGNAC, T.; SELOD, H. The effect of location on finding a job in the Paris region. **Journal of Applied Econometrics**, v. 26, n. 7, p. 1079–1112, 2011.

GOBILLON, L.; SELOD, H.; ZENOU, Y. The Mechanisms of Spatial Mismatch. **Urban Studies**, v. 44, n. 12, p. 2401–2427, 1 nov. 2007.

HADDAD, E. A.; BARUFI, A. M. B. From Rivers to Roads: Spatial Mismatch and Inequality of Opportunity in Urban Labor Markets of a Megacity. **Working Papers, Department of Economics**, Working Papers, Department of Economics. 16 dez. 2016.

IBGE divulga as estimativas da população dos municípios para 2019 | Agência de Notícias. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/25278-ibge-divulga-as-estimativas-da-populacao-dos-municipios-para-2019>>. Acesso em: 8 jan. 2024.

IHLANFELDT, K. R.; SJOQUIST, D. L. Job Accessibility and Racial Differences in Youth Employment Rates. **American Economic Review**, v. 80, n. 1, p. 267–276, 1990.

IHLANFELDT, K.; SJOQUIST, D. The spatial mismatch hypothesis: a review of recent studies and their implications for welfare reform. **Housing Policy Debate**, Vol. 9, nº 4, 1998.

JIN, J.; PAULSEN, K. Does accessibility matter? Understanding the effect of job accessibility on labour market outcomes. **Urban Studies**, v. 55, n. 1, p. 91–115, 2018.

LUZ, G; BARBOZA, M; PORTUGAL, L; GIANOTTI, M; WEE, B. Does better accessibility help to reduce social exclusion? Evidence from the city of São Paulo, Brazil. **Transportation Research Part A**, v. 166, p. 186–217, 2022.

MATAS, A.; RAYMOND, J.-L.; ROIG, J.-L. Job Accessibility and Female Employment Probability: The Cases of Barcelona and Madrid. **Urban Studies**, v. 47, n. 4, p. 769–787, 2010.

Mobilidade Urbana no Brasil: Marco Institucional e Propostas de Modernização.

Disponível em: <<http://portaldaindustria.com.br/publicacoes/2023/5/mobilidade-urbana-no-brasil-marco-institucional-e-propostas-de-modernizacao/>>. Acesso em: 7 dez. 2023.

Mobilizados | Base de dados. Disponível em: <<https://mobilizados.org.br/database>>. Acesso em: 8 dez. 2023.

ORTEGA, J. Pareto-Improving Immigration in an Economy with Equilibrium Unemployment. **The Economic Journal**, v. 110, n. 460, p. 92–112, 2000.

PATACCHINI, E.; ZENOU, Y. Spatial mismatch, transport mode and search decisions in England. **Journal of Urban Economics**, v. 58, n. 1, p. 62–90, 2005.

PEREIRA, R. H. M. et al. Quantificando a centralidade urbana: uma proposta de índice simples e comparação internacional. <http://www.ipea.gov.br>, nov. 2011.

PEREIRA, R. H. M.; BRAGA, C. K. V.; SARAIVA, S. H. M.; TOMASIELLO, D. B. Estimativas de acessibilidade a empregos e serviços públicos via transporte ativo, público e privado nas 20 maiores cidades do Brasil em 2017, 2018, 2019. **Texto para Discussão Ipea, nº 2800**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2022.

PEREIRA, R. H. M.; BRAGA, C. K. V.; SERRA, B.; NADALIN, V. Desigualdades socioespaciais de acesso a oportunidades nas cidades brasileiras. **Texto para Discussão Ipea, nº 2535**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2019. Disponível em <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/9586>

PEREIRA, R. H. M. **Introdução à acessibilidade urbana: um guia prático em R.**

Disponível em:

<https://www.ipea.gov.br/acessoopportunidades/publication/2022_book_intro_acessibilidade_r/>. Acesso em: 25 dez. 2023.

Pesquisa Origem e Destino | Portal da Transparência. Disponível em:

<<https://transparencia.metrosp.com.br/dataset/pesquisa-origem-e-destino>>. Acesso em: 7 dez. 2023.

PESQUISA ORIGEM/DESTINO. Disponível em:

<<https://prefeitura.pbh.gov.br/bhtrans/informacoes/dados/pesquisa-origem-destino>>. Acesso em: 8 dez. 2023.

Pesquisa Origem-Destino | CTTU. Disponível em: <<https://cttu.recife.pe.gov.br/pesquisa-origem-destino>>. Acesso em: 8 dez. 2023.

PORSSE, A; SILVA, L. Measuring Spatial Mismatch effects in the Curitiba Metropolitan Area. **Anais do 49º Encontro Nacional de Economia**, 2021.

SANTOS, M. Urbanização Brasileira. São Paulo: **Hucitec**, 1993, 4ª edição: 1998

SMITH, T. E.; ZENOU, Y. Spatial mismatch, search effort, and urban spatial structure. **Journal of Urban Economics**, v. 54, n. 1, p. 129–156, 1 jul. 2003.

SOUZA, A. L. DE. **Acesso espacial ao emprego e oportunidades : um estudo para a região metropolitana do Recife.** masterThesis. Disponível em:

<<https://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/45354>>. Acesso em: 8 dez. 2023.

ZAX, J. S.; KAIN, J. F. Moving to the Suburbs: Do Relocating Companies Leave Their Black Employees behind? **Journal of Labor Economics**, v. 14, n. 3, p. 472–504, 1996.

ZENOU, Y. How do firms redline workers? **Journal of Urban Economics**, v. 52, n. 3, p. 391–408, 1 nov. 2002.